

---

# 中国经济周期福利成本的边际分析

黄梅波 吕朝凤<sup>\*</sup>

---

**内容提要** 本文通过构造一个经济周期的福利成本估算模型,在克服“完全有效市场”假设的缺陷的基础上,对中国经济周期福利成本进行了阶段性分析。对中国在1992~2009年经济周期福利成本的估算发现,中国1952~1977年经济周期的福利成本高于1992~2009年的成本,低于1978~1991年的成本。当前中国经济周期的福利成本低于美国1948~2009年经济周期的福利成本。中国经济决策部门仍然应该以促进经济增长和实现经济发展为主要目标。

**关键词** 经济周期 福利成本

---

## 一 引言及文献综述

早在20世纪30年代世界经济危机期间,各国政府就采用了各种降低经济波动的宏观经济政策,但经济学家们当时还不能确定一国居民是否能够从这些经济政策中得到潜在的福利。对此, Lucas(1987)开创性地应用数理模型给出了定量回答。他的方法是,假定代表性个体有一个特定形式的效用函数;一个时间序列代表的、有波动的消费序列。消费者的期望效用是可计算的,等于确定性消费所带来的效用水平。他将经济周期的成本定义为:要使有波动的消费与没有波动的消费带给经济主体的效用相等,所需要增加的消费比例。他认为,如果将美国的经济增长率从3%降到2%,消费者所遭受的福利损失相当于在其未来无限的生命期内每年减少20%的消费量;而经

---

<sup>\*</sup> 黄梅波:厦门大学经济学院国际经济与贸易系 厦门大学世界经济研究中心 电子信箱:mbh841123@163.com;吕朝凤:厦门大学经济学院国际经济与贸易系 电子信箱:chaofenglv@126.com 通讯地址:福建厦门思明南路422号厦门大学经济学院国际经济与贸易系 361005。

济波动带来的福利损失却只需要消费水平每年大约提高 0.008% 就可以得到补偿。他的研究结论是: 相对经济增长而言, 宏观经济波动是一个无须关心的问题, 政府宏观调控是无用的。

许多经济学家不同意 Lucas(1987) 的研究结论, 并对其进行了猛烈的抨击。归纳起来主要集中于以下几个方面:

首先, 一些学者修改 Lucas(1987) 模型的效用函数并在真实周期模型中进行讨论。Obstfeld(1994) 抛弃了 Lucas(1987) 模型中的 CRRA( constant relative risk aversion) 效用函数假设, 转而利用 Epstein 与 Zin(1989) 提出的递归效用函数( recursive utility function) 对美国经济周期的福利成本进行了估算。结果表明, 在消费波动相互独立条件下得到的经济周期的福利成本为 0.02% ~ 0.5%, 在消费波动永久性条件下得到的福利成本为 0.01% ~ 1.8%。Tallarini(2000) 同意 Obstfeld(1994) 采用递归效用函数的思想, 并将其同 Kydland 与 Prescott(1982) 和 King 等(1988) 的真实冲击思想相结合, 估算出美国经济周期的福利成本应该为 10% 左右。虽然他的结果比 Lucas(1987) 的估算大了很多, 但是仍然有不少学者不同意他的方法和观点。Imrohoroglu(2008) 指出 Tallarini(2000) 的方法存在一个非常大的缺陷, 即其估算结果来源于非常高的消费者风险规避系数。Otrok(2001) 也指出 Tallarini(2000) 的模型基本上不能匹配美国的经济数据, 其最大的问题就是使用了不可分的偏好效用。Otrok 抛弃了 Tallarini(2000) 模型中的不可分偏好效用函数, 转而利用 Heaton(1995) 提出的时间不可分效用函数, 通过把真实冲击引入均衡模型, 校准出美国的经济周期的福利成本约为 0.0044%。然而, Otrok(2001) 的研究结果也并不令人信服。Imrohoroglu(2008) 认为 Otrok(2001) 的估算结果太小了。与上述学者不同, Krusell 与 Smith(1999、2002) 认为 Lucas(1987) 没有考虑到个体之异质性。他们认为“经济周期福利成本的平均水平可能不是很高, 但经济周期给失业者所带来的福利成本却可能很高”。当外在环境市场存在不完全性时, 失业是个体异质性风险的一个典型形式, 个体无法通过保险市场规避个体失业风险, 但由于个体能够通过储蓄来规避风险, 导致这些文献估计出的福利成本都比较小, 甚至在极个别情况下会出现负值。由于个体之间的异质性对经济周期福利成本的影响巨大, 尤其是个体失业风险的影响( Imrohoroglu and Imrohoroglu, 1997), 这就引出了一个非常重要的问题——不确定性是否会引起个体消费行为的改变。Ramey 与 Ramey(1991) 认为经济波动会影响消费水平, 从而使企业必须在冲击出现之前选择生产技术。由于冲击前后存在时间不一致性, 事先选择的技术在事后不一定有效, 导致产出和消费水平下降, 从而带来约 1.7% 的福利损失。通过比较可以看

世界经济\* 2011年第6期 • 72 •

到 ,Ramey 与 Ramey( 1991) 对经济周期的福利成本的估算结果比 Lucas( 1987) 的论证大很多。但是许多经济学家认为 这仍然不够。

另一些学者尝试从经济波动与经济增长的关系中寻找答案 ,认为经济波动可能影响经济增长 ,从而导致出现比 Lucas( 1987) 模型更大的福利成本。Ramey 与 Ramey ( 1995) 为上述思想提供了国际证据 ,他们对 92 个国家的经济波动与经济增长进行经验分析 ,发现二者具有负相关关系。Mendoza( 1997) 则通过储蓄将贸易与经济、消费增长联系起来 ,讨论了贸易变化的福利成本。他认为: 如果贸易冲击变化为 0. 01 ,福利成本则为 0. 0038。Jones 等( 1999) 采用了 Mendoza( 1997) 的研究思想 ,通过储蓄将不确定性与内生经济增长联系起来 ,讨论了经济周期的福利成本。他们认为: 从大样本来看 ,消除经济中的不确定性可以使经济增长率或消费增长率大约增加 0. 17% ~ 0. 80% ,而 0. 20% 是一个比较合理的期望。与 Mendoza( 1997) 不同的是 ,他们的模型中加入了就业因素。其估算的结果明显高于 Lucas( 1987、2003) 模型的估算。即使如此 ,Barlevy( 2004) 依然认为他们低估了经济周期的成本 ,他通过投资将波动与经济增长、消费增长联系起来估算经济周期的福利成本。其研究表明: 如果平均投资固定 ,消除波动后将导致消费增长率提高 2. 35% ~ 2. 40% ,经济周期的福利成本约为 7% ~ 8%。Epaulard 与 Pommeret( 2003) 对他们的理论提出了质疑。因为他们通过检验波动的福利成本发现 ,实施稳定性政策消除波动所带来收益是非常小的 ,甚至没有收益。就连 Jones 等( 1999) 都承认波动与增长之间的关系可能是正的 ,也可能是负的。这些批评使我们必须在更深层次上挖掘导致经济波动福利成本变动的因素。

还有一些学者试图利用资产定价模型来推导经济周期的福利成本。Barro( 2006) 认为 Lucas( 1987) 的模型错误地估计了家庭的相对风险规避系数。他认为一个合理的福利成本模型是可以解释股票溢价之谜的 ,这暗示了福利成本应该与消费者的边际效用或者行为选择联系起来。Lucas( 1987) 认为经济周期成本应该与“居民风险的规避”、“居民消费的波动”联系起来。居民的消费行为即使受到市场波动的影响 ,由于其自身具有受过去趋势影响的特点 ,该影响也不会太严重。但是他的模型是从静态角度进行分析的 ,缺少从边际角度对福利成本的分析。这也是导致 Lucas( 1987) 所提出的研究模型受到许多学者批评的最重要原因之一。Alvarez 与 Jermann( 2004) 将资本市场、商品市场通过消费者的最优决策与其效用联系起来 ,再通过平滑效用模型将二者与经济波动的福利成本相联系。因为资本市场是宏观经济的晴雨表、商品市场是宏观经济增长的动力之源 ,二者对一个国家所遭遇的经济冲击、结构变化、自然冲击的反映较为灵敏。这种方法的一个自然假设是要素价格 是市场调节的反映; 一旦政府对市

场进行干预或者市场受到扭曲,这种方法就会产生较大的误差(Lucas 2003)。对于政府干预下的现代经济而言,这个模型也存在较大的缺陷。

本文为了克服 Alvarez 与 Jermann(2004)“完全有效市场”假设的缺陷,通过将 Lucas(1987)所指出“消费满足指数增长和一个随机冲击”的做法融入 Alvarez 与 Jermann(2004)的研究模型,从而使模型可以从边际角度对经济波动给居民带来的福利成本进行讨论。本文的研究面临两个难点。一是如何将 Lucas(1987)所指出“消费满足指数增长和一个随机冲击”的做法融入 Alvarez 与 Jermann(2004)的研究模型。Alvarez 与 Jermann(2004)认为自由市场是足够灵敏的、消费行为也可以充分地调整;故而居民的最优消费行为会随着市场价格变化而变动。然而,如果没有了市场价格,那么应该用什么来替代这种最优行为?本文认为,边际效用依然是最合理,最能反映居民的最优选择行为。所以本文通过边际效用将居民的最优选择行为与经济周期的边际成本联系起来。二是如何利用估计的消费波动方差估算一个国家经济周期的福利成本,这涉及如何得到有效的居民风险规避系数。针对这一问题,Mendoza(1997)和 Storesletten 等(2001)均采用了列举参数法,即分别给定风险规避系数不同的值,然后进行比较分析。本文也采用了这个方法,以使本文模型可以从边际角度对经济周期的福利成本展开讨论。

本文的第二部分对研究模型进行了简要介绍,阐述估算经济周期福利成本的数理逻辑;第三部分是针对中国、美国经济周期福利成本的经验和比较分析;第四部分对中国经济周期的福利成本进行阶段性分析;第五部分是本文的结论。

## 二 数理模型

根据 Lucas(1987)的研究,本文考察了一个代表性的个体,其效用由一个关于消费流  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$  的 CRRA 相对效用函数构成,即:

$$U(c_t) = \beta^t \frac{c_t^{1-\psi}}{1-\psi} \quad (1)$$

其中,  $\beta < 1$ , 代表将来效用的贴现率;  $\psi \geq 1$ , 代表个体的相对风险规避弹性。

根据 Barlevy(2004)对 Lucas(1987)研究模型的总结,假定消费流满足下式:

$$c_t = A(1+g)^t(1+\varepsilon_t)c_0 \quad (2)$$

其中,  $\varepsilon_t$  为一个零均值、同方差的独立同分布随机变量,即  $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$ ;  $A$  为一个常数项;  $g$  是大于 0 的常数,代表消费流的期望增长率。实际消费的增长率与世界经济\* 2011年第6期 • 74 •

期望增长率有一个偏离  $\varepsilon_t$ 。Barlevy(2004)通过此定义放松了 Lucas(1987)研究模型的假设(即通过先验地把消费波动定义为对数正态分布,这会导致模型损失大量的信息)。Barlevy 只要求偏离  $\varepsilon_t$  是一个零均值、同方差的独立随机变量,这扩展了 Lucas(1987)的研究假设。

Lucas(1987)定义福利成本的方法是,给代表性个体每期消费一个补贴(相同),使其效用等于在期望消费下的效用。从这个定义之中可以得知,其缺少对代表性个体最优选择行为的考虑。与上述定义不同,Alvarez 与 Jermann(2004)对福利成本的定义为:在消费波动过程中,降低消费波动所带来的收益,即经济周期的福利成本  $\Omega$  是对消费者在消费中所面临的风险进行补偿。根据 Alvarez 与 Jermann(2004)的研究模型,我们可以间接地定义经济波动的福利成本。定义  $\alpha \in [0, 1]$ ,代表指数消费过程的一个参数。通过平均化,可以得到(3)式:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U([1 + \Omega(\alpha)]c_t) = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(\alpha E c_t + (1 - \alpha)c_t) \quad (3)$$

其中,通过对上式的求解,可以得到  $\Omega(\alpha)$ ,即为单期经济波动的福利成本。根据式(3)的定义可知, $\alpha$ 测度了消费流  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 被没有风险的消费流  $\{E c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 替代的比率。总成本函数通过降低有波动的消费流  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 的比率定义了降低经济波动的收益。观察可以发现, $\Omega(0) = 0$ ,即不降低经济波动不会产生任何收益。因为  $\Omega(\alpha)$ 是  $\alpha$ 在 0 处的边际成本,利用一阶近似可以得到  $\Omega(1)$ ,<sup>①</sup>表示当消费从有波动的消费流  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 向无波动或风险的消费流  $\{E c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 变化时所带来的收益。本文认为,这是一个非常有用的近似,可以通过它将消费者对各期消费的边际效用和消费风险纳入模型之中进行分析。所以本文将其定义为经济周期的福利成本。接下来,本文将对其展开讨论。通过对式(3)求微分,可以得到:

$$1 + \Omega'(0) = \frac{E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U'(c_t) E c_t}{E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U'(c_t) E c_t + \text{cov}(U'(c_t), c_t)]} \quad (4)$$

其中, $U'(c_t)$ 表示消费流  $c_t$ 的边际效用、 $\text{cov}(U'(c_t), c_t)$ 代表  $U'(c_t)$ 和  $c_t$ 的协方差,表示消费者的最优选择行为与当期消费流之间的不确定性和二者之间的风险,即当偏离没有风险消费流  $\{E c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 的消费  $c_t$ 出现时,最优选择行为  $U'(c_t)$ 会偏离没有风

① 这里用到了  $\Omega(0) = 0$  条件。

险消费流的边际效用多少。从式(4)可知, Alvarez 与 Jermann(2004)的研究模型定义的福利成本  $\Omega(0)$  是指有波动或风险的消费流  $\{E c_t\}_{t=0}^{\infty}$  的份额增加 1 个单位应该给代表性消费者的补偿。利用式(1), 可以将式(4)转换为式(5),<sup>①</sup>即为:

$$\Omega(0) = \psi \sigma^2 / (1 - \psi \sigma^2) \quad (5)$$

通过对式(5)的观察, 可以发现, 经济波动的福利成本由两个要素组成。一是相对风险规避系数  $\psi$ , 测度了代表性个体对消费风险的规避问题, 福利成本随其增加逐渐增长。二是消费波动的方差  $\sigma^2$ , 度量了代表性个体对消费波动的反应, 成本也是随其增加而逐渐增大的。可见, 二者与福利成本的关系与 Lucas(1987)的结论( $\psi \sigma^2 / 2$ )是一致的。但是对经济周期的福利成本而言, 本文的结论与 Lucas(1987)的结论存在一定的区别。根据式(4)可以得到, Lucas(1987)定义的福利成本是当  $\alpha = 1$  时的福利成本  $\Omega(1)$ 。<sup>②</sup> 这是福利成本的静态定义, 是在没有考虑居民对消费不确定性、消费风险评价即消费的边际效用下, 静态计算出的福利成本。它与本文定义的福利成本

$\Omega(0)$  相比较, 其关系为  $\Omega(0) \geq \Omega(1)$ 。因此从理论上讲, 本文模型的估算值应该会大于 Lucas(1987)模型的估算值(证明略, 备索)。

为了使读者更加直观地了解以上两个要素对经济周期福利成本的不同影响, 可以用图 1 表示在假定  $\sigma^2 \in [0, 0.3]$ 、 $\psi \in [2, 3]$  下, 经济周期的福利成本与

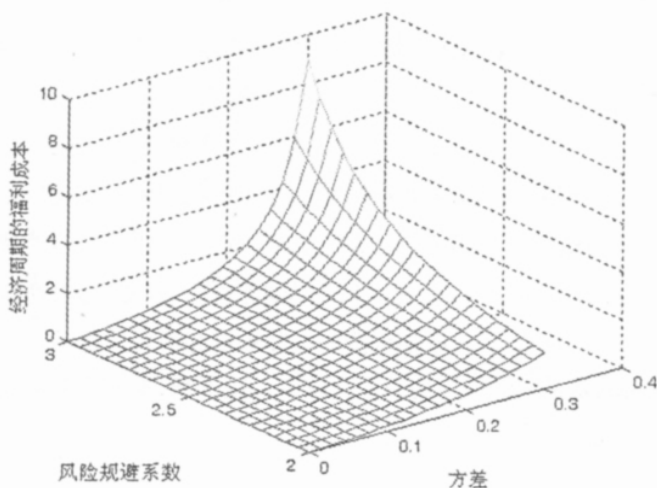


图 1 经济周期的福利成本与风险规避系数、波动方差的关系

消费波动的方差、消费者的风险规避系数之间的关系。通过观察可以发现, 随着消费波动的增加, 经济周期的福利成本在增大; 随着风险规避系数的提高, 经济周期的福利成本也在增大。

① 证明请见附录。

② 这里暗示了对消费偏离  $\varepsilon_t$  是正态分布的假设。

### 三 对中国、美国经济周期福利成本的比较分析

根据式(5)可知,要利用本文模型对经济周期的福利成本进行估算,就需要对 $\psi$ 、 $\sigma^2$ 进行估计。学者们普遍对 $\psi$ 采用取值法,即分别赋以1、2、3、5、7、10、20等值进行分析。剩下的问题就是估算 $\sigma^2$ 。Lucas(1987、2003)对 $\sigma^2$ 的估算方法得到了学者们的普遍认同。Gomes与Nascimento(2004)、陈彦斌与周业安(2006)和陈太明(2008)均基于Lucas(1987)的研究思想构建了线性回归估算 $\sigma^2$ 的模型,分别对南美各国和中国的消费波动方差( $\sigma^2$ )进行了估算。本文计量模型的设定参考了他们的研究思想。对式(2)取对数并对残差进行泰勒展开,可以得到:<sup>①</sup>

$$\ln(c_t) = t \ln(1 + g) + \varepsilon_t + \ln(c_0) + \ln(A) \quad (6)$$

其中, $t$ 代表时间变量。利用式(6),我们对中国1978~2009年、美国1948~2009年的 $\sigma^2$ 进行了估算。结果见表1。<sup>②</sup>

表1 对中国、美国人均消费(对数)的计量模型分析

解释变量	中国	美国
$cons$	5.1689 **** (245.02)	8.0324 **** (574.03)
$t$	0.0714 **** (64.02)	0.0182 **** (47.22)
$R^2$ 统计量	0.9927	0.9738
F统计量	4098.05	2230.09
$\sigma^2$	0.0034	0.0030

说明:数据根据中国统计年鉴1999至2009年、《新中国统计年鉴》(1952~1999)、IMF与CEIC中国经济数据库([http://site.securities.com/cdmWeb/Glob-al Database](http://site.securities.com/cdmWeb/Glob-alDatabase))并经本文计算得到。

\*、\*\*、\*\*\*、\*\*\*\*分别代表参数通过15%、10%、5%及1%显著水平检验。括号中的数值为估计参数的T统计量。下表同。

$cons$ 代表式(6)中的 $\ln(c_0) + \ln(A)$ 项。中国人均消费的单位为元(人民币)/人、美国人均消费的单位为元(美元)/人。本文计量分析的指标均为实际值,即各期名义值的贴现值。具体取法为:本文对中国1952~2009年的消费总额选取是在各年国内生产总值中支出法计算的最终消费、选取居民消费价格指数作为贴现指标(以1952年价格为基期);对美国1948~2009年消费总额采用IMF公布的美国居民消费总额和政策消费

① 根据Barlevy(2004)的研究和对数的一阶Taylor展开可以得到 $\ln(1 + \varepsilon_t) = \varepsilon_t$ 。通过与H-P滤波法相比较后, Lucas(2003)对 $\sigma^2$ 的估计采用了最小二乘回归法。因此, 本文将采用最小二乘法进行估计。

② 本文计量分析均采用Stata11.0软件。在这里, 本文希望展现的是中国在改革开放以后的经济周期福利成本的情况, 所以样本区间选择为1978~2009年。在下文中, 本文将对中国1952~2009年的经济周期福利成本进行阶段性分析。

总额的加总,选取居民消费价格指数作为贴现指标(以1948年价格为基期)。

从表1中可以看到,模型的F统计量分别为4098.05、2230.09,表明这两个模型的整体参数均通过了零假设检验;变量 $t$ 估计参数分别为0.0714、0.0182,其T统计量分别为64.02、47.22,表明二者均通过了零假设检验;两个模型的常数项的T统计量分别为245.02、574.03,也均通过了零假设检验。 $R^2$ 统计量分别为0.9927、0.9738,表明模型的拟合效果很好。<sup>①</sup>同时,还可以得到需要估计的参数 $\sigma^2$ ,其分别为0.0034、0.0030,这是本文在式(2)定义的 $\varepsilon_t$ 的方差,从而使计算不同国家经济周期的福利成本时的量纲相同。

通过所估计的方差和相对风险规避系数的假定,可以估算出中国在1978~2009年和美国1948~2009年经济周期的福利成本(见表2)。

表2 中国和美国经济周期福利成本的比较分析表			从表2中可见,
风险规避系数 $\psi$	中国经济周期的福利成本 (1978~2009)	美国经济周期的福利成本 (1948~2009)	中国1978~2009年 经济周期的福利成 本高于美国1948~ 2009年经济周期的 福利成本。其原因 是中国人均消费的 方差 $\sigma^2$ 约高出美国 1.133倍。这可能 是因为中国在1978
1	0.0034	0.0030	
2	0.0068	0.0060	
3	0.0103	0.0091	
5	0.0173	0.0152	
7	0.0244	0.0215	
10	0.0352	0.0309	
20	0.0730	0.0638	

年进行改革开放后所建立的市场经济是以市场竞争主导的,其必然会引起居民在经济活动中的竞争;同时中国当时缺乏市场经济建设经验,导致与美国1948~2009年的平均消费水平的方差相比,中国居民平均消费水平的方差更大。在相同的风险规避系数下,中国经济周期的福利成本也就增大。当 $\psi=1$ 时,其是美国的1.134倍;当 $\psi=5$ 时,其是美国的1.136倍。

#### 四 中国经济周期福利成本的阶段性分析

本部分将分阶段对中国经济周期的福利成本进行分析。学者们普遍认可中国经

<sup>①</sup> 注意调整后的 $R^2$ 统计量分别为0.9925、0.9734。



济在 1978 年改革开放、1992 年“十四大”前后应该具有不同的波动特征。根据这个判断,我们首先对模型在 1978、1992 年是否出现结构断点进行检验。本文采用 Chow (1960) 提出的“Chow Test”方法(见表 3)。检验结果表明,F 统计量为 1221.87、73.9214,其表明模型在 1978、1992 年的确出现了断点。因此我们将 1978、1992 年分别作为阶段特征的分界点。

表 3 对 1978、1992 年的“Chow Test”

	F 统计量	P 值
对 1978 年的“Chow Test”	1221.87	0.0000
对 1992 年的“Chow Test”	73.9214	0.0000

通过分别对中国在 1952 ~ 2009、1952 ~ 1977、1978 ~ 1991、1992 ~ 2009 年的人均消费水平应用模型(6)进行回归,可以得到表 4。从表 4 可见,模型的 F 统计量分别为 989.39、354.79、220.76、

3562.20,表明模型的整体参数均通过了零假设的检验;变量  $t$  估计参数分别为 0.0517、0.0227、0.0637、0.0784,其 T 统计量分别为 31.45、18.84、14.86、59.68,表明均通过了零假设检验;对于模型的常数项而言,其 T 统计量分别为 74.74、245.54、143.31、428.86,均通过了零假设检验。模型的  $R^2$  统计量分别为 0.9464、0.9366、0.9484、0.9955(调整后的  $R^2$  统计量分别为 0.9455、0.9340、0.9441、0.9952),表明模型拟合效果很好。同时,还可以得到我们要估计的参数  $\sigma^2$ ,其分别为 0.0439、0.0021、0.0042、0.0008,这是我们在式(2)定义的  $\varepsilon_i$  的方差。通过利用所估计的方差和对风险规避系数的假定,可以估算出中国在 1952 ~ 2009、1952 ~ 1977、1978 ~ 1991、1992 ~ 2009 年经济周期的福利成本(见表 5)。

表 4 对中国 1952 ~ 2009 年各阶段人均消费(对数)的计量模型分析

解释变量	1952 ~ 2009	1952 ~ 1977	1978 ~ 1991	1992 ~ 2009
$cons$	4.1641 **** (74.74)	4.5704 **** (245.54)	5.2339 **** (143.31)	6.0971 **** (428.86)
$t$	0.0517 **** (31.45)	0.0227 **** (18.84)	0.0637 **** (14.86)	0.0784 **** (59.68)
$R^2$ 统计量	0.9464	0.9366	0.9484	0.9955
F 统计量	989.39	354.79	220.76	3562.20
$\sigma^2$	0.0439	0.0021	0.0042	0.0008

从表 4 可见,中国人均消费水平的波动方差在 1952 ~ 2009 年约为 0.0439。但其在 1952 ~ 2009 年的三个阶段里的估计值是不一样的。1978 ~ 1991 年约为 0.0042,最

大; 1952 ~ 1977 年约为 0.0021 , 次之; 1992 ~ 2009 年约为 0.0008 , 最小。究其原因, 1952 年前后的第一次工资改革和 1956 年的第二次工资改革, 中国基本上建立了贯彻按劳分配原则的工资制度。这种制度具有“平均化”的特征, 它使中国居民的收入和消费在 1952 ~ 1977 年波动幅度相对较小, 降低了中国居民消费波动的方差。1978 ~ 1991 年, 中国实行了改革开放, 建立起了市场经济制度。市场经济制度配置资源的方式是以市场竞争主导的, 其必然会引起居民在经济活动中的竞争; 同时中国当时缺乏市场经济建设经验, 使得代表个体消费水平的方差增大。1992 ~ 2009 年, 通过 10 多年的改革开放, 中国已经初步建立了一套比较完整的市场经济体系, 积累了一定的市场经济建设经验, 中国政府能够对宏观经济做出较为及时的调控, 市场经济对资源配置的有效性开始凸显, 中国经济出现持续、稳定的增长, 这些都起到了降低中国居民消费波动方差的作用。可见, 中国居民消费的波动变化基本上反映了建国后不同阶段的经济特征。

表 5 对中国各阶段经济周期的福利成本估算

风险规避系数 $\psi$	1952 ~ 2009	1952 ~ 1977	1978 ~ 1991	1992 ~ 2009
1	0.0459	0.0021	0.0042	0.0008
2	0.0963	0.0042	0.0085	0.0016
5	0.2812	0.0106	0.0215	0.0040
10	0.7825	0.0215	0.0438	0.0081
20	7.1967	0.0438	0.0917	0.0163

从表 5 中可以看到中国在 1952 ~ 2009 年经济周期的福利成本和不同阶段经济周期的福利成本。与中国居民消费波动的阶段性特征一样, 中国经济周期的福利成本在 1952 ~ 2009 年也具有明显的阶段性特征。对 1952 ~ 2009 年估算的经济周期的福利成本远远高于在各阶段分别估算的经济周期的福利成本。究其原因, 这是由本文所采用的 Lucas(1987) 对  $\sigma^2$  的估算方法所引起的。因为他采用的估算是线性回归估计, 这种方法对具有阶段性特征的样本数据, 总是估算出较大的方差。在相同的风险规避系数下, 它会导致平滑消费要求较大的福利成本。通过比较分析还可以得到, 中国在 1992 ~ 2009 年经济周期的福利成本最小。原因在于, 中国经过自 1978 年以后 14 年的改革开放和探索, 完善了中国市场经济体制、发挥了市场在调节供需平衡上的重要作用。同时, 中国政府一直把促进经济稳定、持续增长作为重要目标之一。这些在降低中国经济波动的同时, 也降低了经济周期的福利成本。

## 五 结论

本文通过将 Lucas(1987) 的“消费满足指数增长和一个随机冲击”思想融入 Alvarez 与 Jermann(2004) 研究模型,使模型克服了“完全有效市场”假设的缺陷。研究表明,经济周期的福利成本是由两个要素决定的:相对风险规避系数,其测度了代表性个体对消费风险的规避问题;消费波动的方差,其度量了代表性个体对消费波动的反应。本文定义的经济周期的福利成本是当消费从无风险消费流向有风险和波动消费流变化一单位的份额时所引起的边际成本。由于这个成本包括居民对其最优选择(边际效用)、消费和二者之间关系的评价,从而使得其大于 Lucas(1987) 估算的成本。

本文利用研究模型,对中国 1978~2009 年、美国 1948~2009 年经济周期的福利成本进行了估算。研究表明,中国经济周期的福利成本高于美国。同时,本文还对 1952~2009 年中国经济周期福利成本的阶段性进行了分析,以 1978、1992 年为分段点分析了中国在改革开放前后、全面推动市场经济制度建设前后经济周期的福利成本的变化情况。分析发现,中国人均消费水平在 1952~1977 年的波动方差大于 1992~2009 年、小于 1978~1991 年的波动方差。另外,本文研究也表明,中国在 1952~1977 年经济周期的福利成本高于 1992~2009 年的成本,小于 1978~1991 年的成本。因此,本文认为,虽然中国在 1978 年开始实行改革开放、进行市场化改革,但是这段时期正是市场经济建设的探索时期,缺乏市场经济建设经验,导致中国居民消费波动增大,消费风险增强,福利成本增加。后经改革开放和探索,中国完善了市场经济体制,发挥了市场在调节供需平衡上的重要作用,且中国政府一直把促进经济持续、稳定增长作为重要目标之一。这些措施在降低消费波动的同时,也使得中国 1992~2009 年经济周期的福利成本下降。事实证明,中国的改革开放国策,中国政府多年来所奉行的稳定的、可持续的发展政策是成功的。根据本文的估算,1992~2009 年,当风险规避系数为 3 时,中国经济周期的福利成本约为 0.24%,低于美国 1948~2009 年经济周期的福利成本。同时,也表明中国经济增长与波动给居民带来的福利成本并不高,因此中国政府仍然应该以促进经济增长和实现经济发展为主要经济目标。但这并不意味着中国政府长期推行的稳定性政策不重要;相反,通过观察发现,它其实是政府长期推行这些政策的结果。所以本文认为,当前中国经济决策部门仍然应该在把推动中国经济增长和发展作为中心工作的同时,继续推行稳定性政策以促进中国居民消费水平的平稳、长期增长。

在后续工作中, 本文的研究方向将包括对中国各省和不同消费群体的经济周期福利成本进行深度挖掘、引入异质性讨论经济周期对差异性个体风险的影响等等。这方面的工作同样会对中国宏观经济决策部门和政策制定具有非常重要的意义。

## 附录

证明: 根据式(4)可以推出:

$$1 + \Omega(0) = \frac{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t EU(c_t) E c_t}{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [EU(c_t) E c_t] + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\text{cov}(U(c_t), c_t)]} \quad (A1)$$

利用上式右边, 分子与分母同除以一个  $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t EU(c_t) E c_t$ , 并展开分母, 则可以得到:

$$1 + \Omega(0) = 1 / \left\{ 1 + \frac{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E[(U(c_t) - EU(c_t))(c_t - E c_t)]}{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [EU(c_t) E c_t]} \right\} \quad (A2)$$

利用 CRRA 效用函数的相对风险弹性不变的特征, 则可以得出:

$$1 + \Omega(0) = 1 / \{ 1 + \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E[-\psi((c_t - E c_t))(c_t - E c_t)] EU(c_t) / E c_t \} / \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [EU(c_t) E c_t] \} \} \quad (A3)$$

其中利用到了期望的性质  $E[(f(c_t) - E f(c_t))(c_t - E c_t)] = 0$ 。将上式代入式(2) 则可以推出:

$$1 + \Omega(0) = 1 / \{ 1 + \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E[-\psi(\sigma^2)] EU(c_t) E c_t \} / \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [EU(c_t) E c_t] \} \} \quad (A4)$$

将其简化, 就等于下式:

$$1 + \Omega(0) = 1 / [1 - \psi \sigma^2] \quad (A5)$$

证毕。

## 参考文献:

- 陈太明(2008):《中国经济周期的福利成本差异性研究》,《管理世界》第5期。
- 陈彦斌、周业安(2006):《中国商业周期的福利成本》,《世界经济》第2期。
- Alvarez, Fernando and Jermann, Urban J. "Using Asset Prices to Measure the Cost of Business Cycles." *Journal of Political Economy*, 2004, Vol. 112, pp. 1223 - 1256.
- Barlevy, G. "The Cost of Business Cycles Under Endogenous Growth." *American Economic Review*, 2004, Vol. 94, pp. 964 - 990.
- Barro, Robert J. "On the Welfare Costs of Consumption Uncertainty." *NBER Working Paper* No. 12763 2006.
- Chow, G. C. "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions." *Econometrica*, 1960, Vol. 28, pp. 591 - 605.
- Eapoulard, A. and Pommeret A. "Recursive Utility, Growth, and the Welfare Cost of Volatility." *Review of Economic Studies*, 2011年第6期 • 82 •

*conomic Dynamics* , 2003 ,Vol. 6 , pp.672 – 684.

Epstein , Larry G. and Zin , Stanley E. “Substitution , Risk Aversion , and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset Returns I: A Theoretical Framework.” *Econometrica* , 1989 , Vol. 57 , pp.937 – 69.

Gomes F. A. R. and Nascimento , L. G. “Welfare Costs of Business Cycles in South America.” *Econometric Society Latin American Meetings* 158 , 2004.

Heaton , J. “An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications.” *Econometrica* , 1995 , Vol. 63 , pp. 681 – 717.

Imrohoroglu , A. “Welfare Costs of Business Cycles ,” in Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume edited , *The New Palgrave Dictionary of Economics* , [http://www.econ.nyu.edu/user/violante/NYU%20Teaching/Topics/Fall 2008/imrohoroglu – palgrave.pdf](http://www.econ.nyu.edu/user/violante/NYU%20Teaching/Topics/Fall%2008/imrohoroglu-palgrave.pdf) , 2008.

Imrohoroglu , A. and Imrohoroglu S. “A Note on the Welfare Cost of Business Cycle and Growth in Turkey.” *Yapi Kredi Economic Review* , 1997 , Vol. 8 , pp. 25 – 34.

Jones L. E. ; Manuelli , R. E. and Stacchetti , E. “Technology ( and Policy ) Shocks in Models of Endogenous Growth. ” *NBER Working Papers* 7063 , 1999.

King , R. G. ; Plosser , C. I. and Rebelo , S. T. “Production , Growth and Business Cycles.” *Journal of Monetary Economics* , 1988 ,Vol. 21 , pp. 195 – 231.

Krusell , Per and Smith , A. “On the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles.” *Review of Economic Dynamics* , 1999 , Vol. 2 , pp. 245 – 272.

———. “Revisiting the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles.” Rochester University working paper 2002.

Kydland , F. and Prescott , E. C. “Time to Build and Aggregate Fluctuations.” *Econometrica* , 1982 ,Vol. 50 , pp. 1345 – 1370.

Lucas Jr. , Robert E. “Model of Business Cycles.” Oxford: Basil Blackwell ,1987.

———. “Macroeconomic Priorities.” *American Economic Review* , 2003 ,Vol. 93 , pp. 1 – 14.

Mendoza E. G. “Terms – of – trade Uncertainty and Economic Growth.” *Journal of Development Economics* , 1997 , Vol. 54 , pp. 323 – 356.

Obstfeld , M. “Evaluating Risky Consumption Paths: The Role of Intertemporal Substitutability.” *European Economic Review* , 1994 ,Vol. 38 , pp. 1471 – 1486.

Otrok , C. “On Measuring the Welfare Cost of Business Cycles.” *Journal of Monetary Economics* , 2001 , Vol. 47 , pp. 61 – 92.

Ramey , G. and Ramey , V. “Technology Commitment and the Cost of Economic Fluctuations.” *NBER Working Papers* , 3755 ,1991.

———. “Cross – country Evidence on the Link between Volatility and Growth.” *American Economic Review* , 1995 ,Vol. 85 , pp. 1138 – 1151.

Storesletten , Kjetil ; Telmer , Chris I. and Yaron , A. “The Welfare Cost of Business Cycles Revisited: Finite Lives and Cyclical Variation in Idiosyncratic Risk.” *European Economic Review* , 2001 ,Vol. 45 , pp. 1311 – 1339.

Tallarini Jr. , T. D. “Risk – sensitive Real Business Cycles.” *Journal of Monetary Economics* , 2000 , Vol. 45 , pp. 507 – 532.

( 截稿: 2011 年 3 月 责任编辑: 宋志刚)

世界经济\* 2011年第6期 • 83 •